فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصـادی، سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۵ - ۲۸

تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۷)

دکتر مجید صامتی *، دکتر رحیم دلالی اصفهانی **، دکتر حسن کارنامه حقیقی ***

چکیده

هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران با استفاده از داده‌های بانک‌های تجاری در دوره ۱۳۵۳ ـ ۱۳۸۷ است. نتایج در چارچوب روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که وام‌دهی بانک‌های تجاری با بی‌ثباتی اقتصاد کلان رابطه بلندمدت دارد. به بیان دیگر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان(افزایش) با کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. از سوی دیگر، افزایش در لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که تقریبی از اندازه بانک است، حاکی از تأثیر معنادار آن بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری است.

براساس نتایج برآورد مدل تصحیح خطا و معناداری ضریب جمله تصحیح خطا نیز ۲۷ درصد از نبـود تعـادل در رفتـار وام‌دهی بانک‌های تجاری طی دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌شود.

واژگان کلیـــدی: بی‌ثباتی اقتصاد کلان، رفتار وام‌دهی، بانک‌های تجاری، ایران.

طبقه‌بندی JEL : C52, E44, G21.

---

* دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان p_sameti@gmail.com

** دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان rdallali@ase.ui.ac.i

*** استادیار دانشگاه شیخ بهایی karnameh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۱/۳۰

۱. مقدمه

امروزه نقش و تأثیرگذاری بنیادین بانک‌ها در اقتصاد، در قالب واسطه‌های مالی و تسهیل‌کننده‌های سیستم پرداخت اعتبار پذیرفته شده است. به طور کلی، بانک‌ها از وام‌ها برای ایجاد درآمد استفاده کرده و درآمد اصلی‌شان از شکاف میان نرخ سپرده و وام اعطاشده به‌دست می‌آید. حجم وام اعطاشده توسط بانک‌ها نیز تابعی از ویژگی‌های داخلی آنها مانند اندازه، میزان سپرده، نقدینگی، سیاست اعتباری و عوامل داخلی دیگر است.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های داخلی بانک‌ها تا اندازه زیادی وابسته به شرایط محیطی اقتصاد کلان است؛ به گونه‌ای که رفتار وام‌دهی بیشتر بانک‌ها، منعکس‌کننده علایم اقتصادی است. به نظر می‌رسد اگر بانک‌ها شرایط اقتصاد کلان را باثبات تصور کنند، انتظار خواهند داشت که استقراض‌کنندگان از عهده بازپرداخت بدهی‌های خود برآیند، چرا که پیش‌بینی آنها در این شرایط حاکی از بازدهی مناسب پروژه‌های سرمایه‌گذاری است[1].

از آنجا که بانک‌ها در خلأ فعالیت نمی‌کنند، رفتار وام‌دهی آنها در بیشتر موارد تحت تأثیر عوامل محیطی به ویژه قواعد و عوامل اقتصاد کلان قرار می‌گیرد. شرایط اقتصادی از اجزای ریسک اقصادی است که هر شرکت یا بنگاه اقتصادی را متأثر می‌سازد. عملکرد کلی اقتصاد هر کشور از طریق مؤلفه‌های اقتصاد کلان مانند تولید ناخالص داخلی، سطح اشتغال، ظرفیت صنعتی به کارگرفته شده، تورم، عرضه پول و نرخ ارز مشخص می‌شود. از این‌رو بانک‌ها رفتار وام‌دهی خود را در پاسخ به این علایم تعدیل می‌کنند. علائم مثبت (منفی)، بانک‌ها را به وام‌دهی بیشتر (کمتر) ترغیب می‌کند. پرتفوی وام بانک‌ها نیز ممکن است تحت تأثیر انتظارات آنها از عملکرد اقتصاد قرار گیرد. مطالعات ژولود، تساپین و تالاورا[2](۲۰۰۶) نشان می‌دهد که بانک‌ها در دوران رونق اقتصادی و کاهش نااطمینانی اقتصاد کلان، وام بیشتری اعطا می‌کنند و برعکس وام‌دهی خود را در دوران رکود اقتصادی کاهش می‌دهند.

1. Christopher & Bamidele. (2009).
2. Talavera, Tsapin & Zholud

۲. مبانی نظری و ادبیات موضوع

اثرگذاری بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در مطالعات داخلی و خارجی چندان مورد توجه و مطالعه قرار نگرفته است؛ با این حال برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۹۵)، معتقدند که سیاست پولی انقباضی (عامل مهم و مؤثر بر وضعیت ثبات اقتصاد کلان) باعث کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری می‌شود. همچنین، برنانکه و بلایندر[2] (۱۹۹۲)، نشان دادند که سیاست پولی انقباضی به کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش در عرضه وام بانکی منجر می‌شود، چرا که انقباض‌های پولی، سپرده‌ها را در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها کاهش خواهد داد. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار در سمت راست دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها، جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایل به جذب کامل زیان‌های سپرده از طریق کاهش نگهداری اوراق بهادار را نداشته، در نتیجه، انقباض پولی به کاهش وام‌دهی بانک‌های تجاری منجر خواهد شد.

رومر و رومر[3] (۱۹۸۹)، معتقدند اگر سیاست پولی، وام‌دهی بانک‌های تجاری را تحت تأثیر قرار دهد، آنگاه سبب کاهش بیشتر وام‌ها در بانک‌های با دارایی‌های کمتر نقدشونده خواهد شد؛ زیرا بانک‌های با دارایی‌های نقدشونده‌تر می‌توانند از سبد دارایی وام خود از طریق کم‌کردن ذخایر احتیاطی و اوراق بهادار محافظت کنند. این در حالی است که اگر بانک‌های با دارایی‌های کمتر نقدشونده نخواهند که نسبت وجوه نقد و اوراق بهادار خود را خیلی کمک کنند، مجبور خواهند شد وام‌دهی خود را کاهش دهند.

اولانیان[4] (۲۰۰۰)، در مطالعه خود اثرات بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری کل در نیجریه را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهد که تورم و نوسانات آن بخش مهمی از نماگرهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان در نیجریه است. یافته‌های وی نشان می‌دهد که تورم، تأثیر معنادار و معکوسی بر سرمایه‌گذاری در نیجریه داشته است. وی از این موضوع که تورم و روند افزایش آن و همچنین نوسانات آن معیار مناسبی برای وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان است، دفاع می‌کند.

---

1. Bernanke & Gertler
2. Bernanke & Blinder
3. Romer & Romer
4. Olaniyan

کیشان و اوپیلا[1] (۲۰۰۰)، نیز به این نتیجه رسیدند که وام‌دهی بانک‌ها با نرخ سرمایه پایین، ناشی از واکنش شدید آنها به شوک‌های سیاست پولی است. در حالت کلی، اگر دارایی بانک کم باشد، سیاست پولی بر وام‌دهی بانک‌ها از طریق کانال سرمایه بانک تأثیر می‌گذارد، که این امر ممکن است در ابتدا ضعیف بوده، ولی در بلندمدت بیشتر شود.

بیدری، شیانتارلی و کاگلایان[2] (۲۰۰۱)، به بررسی اثر نااطمینانی قیمت کل بر توزیع سرمایه‌گذاری در صنعت و کل اقتصاد با استفاده از داده‌های مقطعی بریتانیا در سطح بنگاه پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که توزیع سرمایه‌گذاری به صورت مقطعی، به رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در زمان‌های نااطمینانی بسیار نزدیک است. از آنجا که کاهش در نااطمینانی تورم به دسترسی به اطلاعات بیشتر و باکیفیت‌تر منجر می‌شود، به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد با به تعویق انداختن بازده‌های انتظاریشان در پروژه‌ها سرمایه‌گذاری کنند. آنها همچنین به طور ضمنی تأیید می‌کنند که نااطمینانی تورم مانع تخصیص کارای منابع است.

میکو و پانیزا[3] (۲۰۰۴)، به آزمون این موضوع می‌پردازند که چگونه مالکیت بانک رفتار وام‌دهی بانک‌ها را در دوره‌های تجاری و در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین، آنها رفتار وام‌دهی بانک‌ها را در قالب نرخ رشد وام بانک‌ها در هر کشور ارزیابی می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که رشد وام با شوک‌های اقتصاد کلان ـ که از طریق رشد تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده ـ مرتبط است؛ به طوری‌که یک درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی، ۱/۴۶ درصد افزایش (کاهش) در وام‌دهی بانک‌های خصوصی داخلی را به همراه خواهد داشت. همین الگو در مورد بانک‌های دولتی نیز مشاهده شده است.

گامباکورتا و یانوتی[4](۲۰۰۵) نیز به بررسی سرعت و عدم تقارن پاسخ نرخ‌های بهره بانکی به شوک‌های سیاست پولی (تغییرات) در ایتالیا در سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۰۲ و با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن (AVECM) پرداخته‌اند. مدل یاد شده این اجازه را می‌دهد که بتوان تفاوت رفتار

1. Kishan & Opiela
2. Beaudry, Caglayan & Schiantarelli
3. Micco & Panizza
4. Gambacorta & Iannoti

کوتاه‌مدت و بلندمدت را مشخص نمود. این مطالعه نشان می‌دهد که سرعت تعدیل نرخ‌های بهره بانکی به تغییرات سیاست پولی پس از قوانین بانکی ۱۹۹۳ به طور معناداری افزایش یافته است. نرخ بهره تعدیل شده در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی در کوتاه‌مدت، نامتقارن است.

باوم، کاگلایان و اوزکان[1](۲۰۰۵)، رفتار بانک‌های آمریکا را با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۳-۲۰۰۳ در پاسخ به نااطمینانی اقتصاد کلان مطالعه کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که وام‌های بانک‌ها حدود ۵۵ درصد از کل دارایی آنها را تشکیل می‌دهد. آنها رفتار وام‌دهی بانک‌ها را از طریق پراکندگی وام‌های بانکی نسبت به کل دارایی‌ها حول میانگین، با استفاده از انحراف معیار ارزیابی کرده‌اند. واریانس شرطی تولیدات صنعتی فصلی و CPI به عنوان معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان به‌کارگرفته شده است. آنها متوجه شدند که اثر تجمیعی یک‌ساله، ۱۰۰ درصد افزایش در نااطمینانی از طریق انحراف مشروط تولید صنعتی (IP) و تورم (CPI) به ۹-۱۱ درصد کاهش در پراکندگی نسبت وام به دارایی بانک منجر می‌شود.

تالاورا، تساپین و ژولود[2](۲۰۰۶)، به بررسی رفتار وام‌دهی بانک‌ها و نااطمینانی اقتصاد کلان در اکراین پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که میان نسبت وام بانکی به سرمایه و نااطمینانی اقتصاد کلان که از طریق واریانس شرطی تورم مصرف‌کننده یا تولیدکننده و یا نوسان عرضه پول (M_1,M_2) اندازه‌گیری می‌شود، رابطه منفی وجود دارد. به گونه‌ای که بانک‌ها نسبت‌های وام‌دهی خود را زمانی که نااطمینانی اقتصاد کلان کاهش می‌یابد، افزایش می‌دهند. واکنش بانک‌ها به تغییرات نااطمینانی یکنواخت نبوده و به ویژگی‌های بانک، اندازه و سودآوری آن بستگی دارد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بانک‌های کوچکتر کمتر قادرند رفتار خود را در پاسخ به تغییرات سیاست پولی تغییر دهند. همچنین، عامل نااطمینانی سیاست پولی، به نسبت رفتار وام‌دهی بانک‌های بیشتر سودآور را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1. Baum, Caglayan & Ozkan
2. Talavera, Tsapin & Zholud

در ایران پژوهش یا پژوهش‌های مشابهی در زمینه تأثیرگذاری بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری انجام نشده است. تنها چند مطالعه به بی‌ثباتی اقتصاد کلان پرداخته‌اند، که در زیر به آنها اشاره می‌کنیم.

عراقی و رمضانپور (۱۳۸۰)، در مقاله‌ای با عنوان "اهمیت محیط باثبات اقتصاد کلان"، به تبیین اثرات یک محیط با ثبات اقتصاد کلان بر نرخ رشد تولید ناخالص واقعی سرانه براساس تفسیر گسترش‌یافته‌ای از مدل رشد نئوکلاسیک مبتنی بر پیشرفت فنی درونزا پرداخته‌اند. آنها در این پژوهش براساس یک معادله رگرسیونی پیشنهادی برای ایران، از چهار شاخص برای تصریح یک محیط باثبات اقتصاد کلان استفاده کرده‌اند که عبارتند از: نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، تغییرات درصدی نرخ واقعی ارز و انحراف معیار رشد رابطه مبادله. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران یک مانع جدی رشد واقعی است. ایجاد و حفظ یک محیط باثبات اقتصاد کلان مستلزم تغییرات اساسی در ساختار مالی دولت (برقراری اصل مهم انضباط مالی) بوده و در این راستا مدیریت و سیاست‌های اقتصاد کلان در واکنش به شوک‌های داخلی و خارجی نقش تعیین‌کننده‌ای دارند.

گسکری، قنبری و اقبالی (۱۳۸۵) نیز در مقاله‌ای با عنوان "بی‌ثباتی اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران"، به بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداخته‌اند. آنها متغیرهای کسری بودجه، کسری تراز بازرگانی، نرخ تورم، نرخ ارز و رابطه مبادله خارجی را به عنوان پایه بی‌ثباتی اقتصاد کلان در نظر گرفته‌اند و با استفاده از روش میانگین متحرک با یک دوره پنج ساله روند بی‌ثباتی متغیرهای مورد نظر را برآورد کرده، سپس، انحراف از آن را به عنوان بی‌ثباتی اقتصاد کلان تعریف کرده‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که سطح عمومی قیمت‌ها رابطه منفی و معنادار و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و معنادار با متغیر سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی دارند، به طوری که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، به افزایش ۱/۵ درصدی در سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی منجر می‌شود. افزایش نسبت کسری بودجه و کسری تراز بازرگانی نیز با دو وقفه زمانی مثبت و معنادار است. اثر نوسانات رابطه مبادله بی‌معنی و اثر

نوسانات نرخ ارز نیز بسیار ضعیف است. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی کسری بودجه در تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده اندازه زیاد دخالت دولت است و بیشترین اثر را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

در زمینه تأثیرپذیری تسهیلات اعطایی و سپرده‌ها از سیاست‌های پولی نیز تقوی و لطفی (۱۳۸۵)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۲ پرداخته‌اند. مدل مورد استفاده آنها بر مبنای کار تجربی کاشیاپ و استین [1] در سال ۱۹۹۵ است. در این مدل از نرخ سپرده قانونی (به عنوان شاخص سیاست پولی)، اندازه بانک و ارزش سرمایه‌ای بانک به عنوان ویژگی‌های خاص بانک و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، سپرده، تسهیلات اعطایی، نقدینگی بانک و تعداد بانک‌ها استفاده کرده‌اند. اندازه بانک از طریق لگاریتم دارایی‌ها و سرمایه انباشته بانک‌ها از طریق نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری شده‌اند. این مدل به روش داده‌های تابلویی [2] برآورد شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص سیاست پولی تأثیر منفی، اما بسیار ناچیزی بر حجم سپرده‌های بانک‌ها و مانده تسهیلات اعطایی آنها می‌گذارد. بنابراین، وجود کانال اعتباری سیاست پولی در ایران تایید می‌شود؛ اما از آنجا که این اثر بسیار ناچیز است؛ در عمل کارایی سیاست پولی و کارکرد کانال اعتباری از اعتبار ساقط می‌شود.

صامتی و کارنامه حقیقی (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان "بررسی بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران"، به بررسی وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران با استفاده از شاخص خودساخته بی‌ثباتی اقتصاد کلان پرداخته‌اند. به این منظور برای به‌دست آوردن تصویر کلّی از وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان، از یک شاخص ترکیبی مرکب از تورم، کسری بودجه، نوسانات نرخ واقعی ارز و تغییر در رابطه

1. Kashyap & Stein
2. Panel Data

مبادله و همچنین، ایده الگوریتم غربال KLR [۱] برای انتخاب بهترین متغیرهای پیش‌بینی‌کننده استفاده کرده‌اند. اطلاعات مورد استفاده محدود به سری زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۸ است. نتایج بررسی آنها نشان می‌دهد که مقادیر محاسبه‌شده برای شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان در طول دوره مورد بررسی در دامنه ۰/۱۳ تا ۰/۶۹ در نوسان بوده است. آستانه بحران بی‌ثباتی برای ایران ۰/۴۹ تعیین می‌شود که با توجه به آن در سال‌های ۱۹۸۰، ۱۹۸۱ و ۱۹۸۷، اقتصاد کلان ایران با بحران بی‌ثباتی دست و پنجه نرم کرده است. در دو دهه اخیر بیشترین میزان بی‌ثباتی مربوط به سال ۱۹۹۵ و کمترین آن مربوط به سال ۲۰۰۱ بوده است. همچنین، در سال‌هایی که بی‌ثباتی اقتصاد کلان افزایش یافته، رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش یافته است. به عقیده آنها بی‌ثباتی اقتصاد کلان مانع جدّی برای رشد اقتصادی ایران است. براساس یک مدل احتمالی ساده مبتنی بر کمترین مقدار خطای هر یک از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده نیز، ضریب احتمال وقوع بحران براساس کسری بودجه ۰/۵۰، تورّم ۰/۳۳۳ و رابطه مبادله ۰/۱۶۶ محاسبه شده است.

۱. رایج‌ترین روش برای پیش‌بینی بحران، برآورد احتمال وقوع بحران در یک یا چند دوره آینده با استفاده از مدل‌های پرابیت و لاجیت چند متغیره است. از آنجا که در این مدل‌ها سازوکاری برای ارزش‌گذاری و رتبه‌بندی متغیرهای مختلف براساس میزان دقّت آنها در پیش‌بینی بحران‌های واقعی وجود ندارد، از روش دیگری به نام الگوریتم هشدار یا سامانه هشداردهی پیش از وقوع استفاده می‌شود. در این روش، متغیرهای خاصّی به عنوان متغیرهای هشداردهنده انتخاب شده و رفتار آنها مورد توجّه و کنترل قرار می‌گیرد. چون متغیرهای هشداردهنده به طور مستقل و جداگانه مورد مشاهده قرار می‌گیرند، امکان نتیجه‌گیری و اظهارنظر راجع به قدرت پیش‌بینی هریک از آنها در برآورد ریسک حمله و نیز عوامل موثّر در شکل‌گیری انتظار حمله در بازار فراهم می‌شود. نسخه خاصّی از سامانه‌های هشداردهی پیش از وقوع در مقاله‌ای توسّط کامینسکی، لیزوندو و راینهارت (۱۹۹۸)، به نام الگوریتم غربال توسعه‌یافته است. سامانه‌های هشداردهی پیش از وقوع و از آن جمله KLR، برخلاف مدل‌های رایج که عموماً از تکنیک‌های اقتصادسنجی استفاده می‌کنند، به لحاظ الگوریتم خاص مورد استفاده در آنها اصولاً با مشکلات و خطاهای رایج اقتصادسنجی روبه‌رو نمی‌شوند. (Berg & Coke, 2004) ایده کلّی تمام سامانه‌های هشداردهی پیش از وقوع، کنترل رفتاری تعدادی از متغیرهای اقتصادی یا همان هشداردهنده‌ها در طول زمان است. خروج هریک از متغیرها از دامنه نوسان معقول و عبور از حدّ آستانه‌ای خاص به منزله هشدار برای وقوع بحران در طول یک دوره زمانی مشخص در آینده تلقّی می‌شود.

۳. روش تحقیق

۳. ۱. منابع داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش را از حساب‌های منتشرشده از سوی بانک مرکزی، سالنامه‌های آماری و داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران، برای سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۷ استخراج کرده‌ایم.

۳. ۲. تصریح مدل

به طور کلی، رفتار وام‌دهی هر بانک تحت تأثیر عوامل مشخصه آن و برآورد آنها از شرایط جاری و آتی اقتصاد قرار می‌گیرد. این شرایط و انتظارات می‌تواند به صورت مدل زیر نشان داده شود:

$$(\frac{L}{A})_{it}=\beta_i X_{it}+\eta_i V_{it} \qquad (۱)$$

که در آن: $(\frac{L}{A})_{it}$: نسبت وام به دارایی بانک در زمان t و

X : بردار عوامل مشخصه بانک است که به صورت زیر تجزیه می‌شود:

- $\frac{D}{K}$: نسبت سپرده بانک به سرمایه در زمان t،
- $\frac{L}{K}$: نسبت وام به سرمایه در زمان t،
- A: لگاریتم طبیعی دارایی‌ها در زمان t،
- β_{is}: پارامترهای عوامل مشخص‌کننده بانک (که برآورد می‌شود)،
- η_{is}: پارامترهای عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان (که برآورد می‌شود)،
- V : بردار عوامل بی ثبات کننده اقتصاد کلان است.

مدل استفاده شده مبتنی بر مدل باوم، کاگلایان و اوزکان (۲۰۰۵) است. تفاوت مدل استفاده شده در این پژوهش با مدل باوم و دیگران در این است که رفتار وام‌دهی در این پژوهش از طریق نسبت وام به دارایی مشخص کرده‌ایم. از سوی دیگر، مدل به‌کار رفته با مدل کریستوفر و بامیدل (۲۰۰۹) نیز تفاوت‌های معناداری دارد، به گونه‌ای که در مدل آنها از رشد پول، تورم، نرخ ارز و رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان نماگرهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان به صورت منفرد استفاده شده، در

حالی‌که در این پژوهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به صورت مجموع وزنی درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها (CPI) و درصد تغییر در نرخ واقعی ارز (EX) تعریف کرده‌ایم. این تجمیع، فرصت ورود متغیرهای تأثیرگذار اضافی را به مدل فراهم کرده و درجه آزادی مدل را به مراتب افزایش می‌دهد.

۳. ۳. دلایل استفاده از متغیرها

$\frac{L}{A}$: این متغیر، نسبت وام به دارایی بانک بوده و در مدل بالا نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کند. این نسبت برای ارزیابی رفتار وام‌دهی بانک استفاده شده و بیانگر سهمی از دارایی‌های بانک است که در قالب وام نشان داده شده است. انتظار می‌رود این نسبت از زمانی به زمان دیگر و از بانکی به بانک دیگر با توجه به عوامل مشخصه بانک و همچنین، عوامل اقتصاد کلان تغییر کند.

$\frac{D}{K}$: سپرده‌ها منابع اصلی وجوه بانک‌ها هستند. نسبت سپرده به سرمایه نشان می‌دهد که یک بانک تا چه اندازه به سپرده مشتریان وابسته است. مقدار بیشتر این نسبت بیانگر ظرفیت وام‌دهی بیشتر بانک است.

$\frac{L}{K}$: بانک‌ها به طور معمول نسبت وام به سرمایه را در چارچوب مشخص‌شده از سوی بانک مرکزی تعیین می‌کنند. این نسبت معیاری از ریسک بوده و نشان‌دهنده سطح دارایی بانک، بدون پوشش ریسک اعتباری است. به طور کلی، بانک‌های با سرمایه زیاد در پرداخت وام‌های بزرگ از آزادی عمل بیشتری برخوردارند؛ چرا که آنها تحت فشار جدی، به ویژه محدودیت‌های سرمایه‌ای قرار ندارند.

A: نشان‌دهنده دارایی‌های کل بانک است. انتظار می‌رود بانک با دارایی بیشتر از ظرفیت بالاتری برای وام‌دهی برخوردار باشد. در حالت کلی، این‌گونه بانک‌ها از پورتفوی متنوع استفاده کرده و برخی نیز بدون پوشش مطلوب، وام‌دهی می‌کنند.

۳ . ۴. بی‌ثباتی اقتصاد کلان (نااطمینانی)

برای تعریف بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌توان از تعریف ثبات اقتصاد کلان کمک گرفت؛ به گونه‌ای که بی‌ثباتی اقتصاد کلان نقطه مقابل ثبات اقتصاد کلان است. براساس تعریف مؤسسه پژوهشی ریوت[1]

1. Reut

اصطلاح "ثبات اقتصاد کلان" وضعیتی از اقتصاد ملی را توصیف می‌کند که در آن آسیب‌پذیری‌های ناشی از شوک‌های خارجی به حداقل رسیده باشد. اگرچه ثبات اقتصاد کلان برای رشد لازم است، اما کافی نیست. نوسانات ارز، بار زیاد بدهی و تورم مدیریت نشده می‌تواند از علل بحران‌های اقتصادی و کاهش شدید در تولید ناخالص داخلی باشد.

بر اساس ضوابط ماستریخت[۱]، ثبات اقتصاد کلان از طریق پنج متغیر سنجیده می‌شود. تورم پایین و باثبات (حد بالای تورم ۳ درصد)، نرخ بهره بلندمدت پایین (محدود به دامنه ۹ درصد)، نسبت اندک بدهی ملی به تولید ناخالص داخلی (حد بالای بدهی ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی)، کسری سالانه پایین دولت (حد بالای کسری ۳ درصد تولید ناخالص داخلی) و ارز باثبات (نوسان ارز حداکثر تا ۲/۵ درصد)[۲].

بی‌ثباتی اقتصاد کلان بیشتر اوقات پی‌آمد عوامل خارجی است (مانند تغییر در شرایط تجاری یا نوسانات نرخ بهره جهانی)، اما گاهی اوقات علت سیاستی دارد. در تعریف یک محیط باثبات اقتصاد کلان در حالت کلی بر پنج شاخص نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، وضعیت مالی دولت و وضعیت تراز پرداخت‌ها تاکید می‌شود[۳].

در این پژوهش، عوامل بی‌ثبات‌کننده اقتصاد کلان را در قالب دو دسته و به شکل زیر مورد استفاده قرار داده‌ایم:

الف) تغییرات نرخ ارز (اندازه‌گیری شده از طریق تغییر در نرخ واقعی ارز[۴])،

ب) تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها (اندازه‌گیری شده از طریق نرخ تورم سالانه).

---

۱. ضوابط همگرایی اتحادیه اروپا، که ضوابط ماستریخت نیز نامیده می‌شود، ضوابطی است برای اعضای اتحادیه اروپا برای ورود به مرحله سوم اتحادیه اقتصادی و پولی اروپایی و اتخاذ یورو به عنوان واحد پولی خود.

2. Reut Institute, n.d.

3. Fischer. (1988).

۴. نرخ واقعی ارز، حاصل ضرب نسبت شاخص ضمنی قیمت واردات به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در نرخ ارز بازار غیررسمی است.

این پروکسی‌ها هم‌راستا با پیشنهادهای ساتیانات و سوبرامانیان[1] (۲۰۰۴) و مطالعات بیدری، کاگلایان و شیاترلی[2] (۲۰۰۱) و اولانیان[3] (۲۰۰۰) انتخاب شده‌اند.

برای به‌دست آوردن تصویر کلی از وضعیت ثبات اقتصاد کلان، یک معیار بی‌ثباتی اقتصاد کلان پیشنهاد می‌کنیم که ترکیبی از تورم و نوسانات نرخ واقعی ارز است. در این خصوص به‌کارگیری همزمان عوامل مختلف برای تعیین وضعیت اقتصاد کلان توسط فیشر(۱۹۹۳) و ساهای و گویال[4] (۲۰۰۶) نیز تأکید شده است؛ چرا که هر متغیر به صورت جداگانه فقط دارای جزئی از اطلاعات بوده و لذا شاخص ترکیبی مناسب‌تر است. برای مثال، تورم شاخص خوبی از وضعیت پولی و مالی است، اما ممکن است تحت تأثیر کنترل قیمت‌ها قرار گیرد. هنگامی که کنترل‌های قیمت، تورم را پایین نگه می‌دارد، عدم اطمینان و نبود اعتماد در سیاست‌های مالی بر نرخ ارز فشار می‌آورد. فشارهای نرخ ارز ممکن است تحت یک نظام نرخ ارز ثابت آشکار نشود، اما سیاستگذاران تلاش می‌کنند تا ثبات ارز خارجی در قالب تغییرات در ذخایر بین‌الملل نمود یابد.

در این پژوهش شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (MII)[5] را با استفاده از روش‌شناسی سازمان برنامه توسعه ملل[6] در محاسبه شاخص توسعه انسانی (HDI)[7] و بر اساس دو زیرشاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (نرخ تورم و تغییر در نرخ واقعی ارز) محاسبه می‌کنیم. از آن جا که این شاخص‌ها از دامنه و واحدهای اندازه‌گیری یکسانی برخوردار نیستند (به‌طور مثال کمینه و بیشینه متفاوتی دارند)، بنابراین، به نظر می‌رسد مجموع یا متوسط آنها به منظور ساخت یک شاخص ترکیبی معقول نیست. خوشبختانه روش‌شناسی HDI این مشکل را حل خواهد نمود. به این منظور، MII در دو مرحله ساخته می‌شود. در مرحله نخست دو زیرشاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان براساس رابطه:

1. Satyanath & Subramanian
2. Beaudry,Caglayan & Schiaterelli
3. Olaniyan
4. Sahay & Goyal
5. Macroeconomic Instability Index
6 .United Nations Development Program. (UNDP).
7. Human Development Index

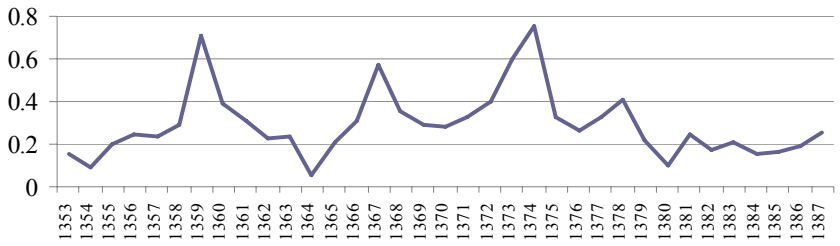
$$I_t = \frac{(x_t - x_{min})}{(x_{max} - x_{min})} \quad (۲)$$

ساخته می‌شوند، به‌طوری که I_t بیانگر شاخص ارزش متغیر X است. به‌طور مثال، در زیرشاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان X در سال t، X_t بیانگر مقدار واقعی X در سال t است و $X_{min}(X_{max})$ بیانگر کمینه (بیشینه) ارزش شاخص X در کل دوره مورد بررسی است. گفتنی است که تمام زیرشاخص‌ها دامنه مشترکی دارند. بطور مثال، آنها محدود به ۰ و ۱ هستند. در مرحله دوم MII براساس میانگین ساده دو شاخص به‌دست آمده در بالا به دست می‌آید. لذا MII نیز محدود به ۰ و ۱ است[1].

$$MII_t = \alpha\left(\frac{inf_t - mininf}{maxinf - mininf}\right) + \beta\left(\frac{ex_t - minex}{maxex - minex}\right) \quad (۳)$$

متغیرهای مورد استفاده در رابطه شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان عبارتند از نرخ تورم (inf) و درصد تغییر در نرخ واقعی ارز (ex). در این رابطه وزن اجزای شاخص به گونه‌ای انتخاب می‌شوند که مجموع آنها برابر یک شود. به بیان دیگر $\alpha+\beta=1, \alpha=\beta=\frac{1}{2}$ شود.

نمودار ۱. روند بی‌ثباتی اقتصاد کلان(۱۳۵۳-۱۳۸۷)



با توجه به این شاخص، مدل اصلی را می‌توان به صورت فرمول (۴) بازنویسی نمود:

$$\frac{L}{A} = \alpha + \beta_1\left(\frac{D}{K}\right) + \beta_2\left(\frac{L}{K}\right) + \beta_3(A) + \eta MII \quad (۴)$$

$$\beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0, \eta_i < 0$$

1. Ismihan. (2003).

انتظار می‌رود که معیارهای عملکردی بانک‌های تجاری مانند نسبت سپرده به سرمایه، نسبت وام به سرمایه و لگاریتم طبیعی دارایی، بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری تأثیر مثبت و شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری تأثیر منفی بگذارد.

۳ . ۵. روش برآورد

اگر متغیرهای سری زمانی ناپایا باشند، ممکن است به R^2 بسیار بالایی دست یافت، اگر چه هیچ ارتباطی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد. پیش از طرح مباحث انگل و گرنجر[1] با عنوان هم‌جمعی و تصحیح خطا[2] در شرایطی که متغیرها ناپایا بودند، تنها راه حل تفاضل مرتبه اول (و بالاتر) برای پایا نمودن این متغیرها بوده است؛ اما این راه‌حل سبب می‌شد تا روابط با ارزش بلندمدت میان متغیرها که براساس سطح[3] و نه تفاضل آنها بود، از میان برود. این در حالیست که بیشتر نظریه‌های اقتصادی به شکل رابطه بلندمدت میان سطح و نه تفاضل متغیرها بیان می‌شود. براساس ایده انگل و گرنجر اگر تمامی متغیرهای سری زمانی X_t پس از یکبار تفاضل‌گیری پایا شوند و یک ترکیب خطی مانند a وجود داشته باشد که پایا باشد، در این صورت متغیرها هم‌جمع هستند (روی طول موج یکسانی قرار دارند) و می‌توان بدون تفاضل‌گیری ضرایب را برآورد نمود. البته در عمل ممکن است چندین ترکیب خطی یا بردار هم‌جمعی a وجود داشته باشد که در آن a یک ماتریس خواهد بود. رابطه هم‌جمعی نشان می‌دهد که حتی اگر خود سری‌های زمانی ناپایا و دارای واریانس نامحدود باشد، انحراف از تعادل بلندمدت پایا و دارای واریانس محدود است[4].

در این پژوهش از میان الگوهای مرتبط از الگوی تصحیح خطای برداری[5] استفاده می‌کنیم. که در اساس یک الگوی خودبازگشتی برداری با ویژگی‌های هم‌جمعی است. در الگوهای تصحیح خطا، هم اجزای بلندمدت متغیرها که از قیود تعادل بلندمدت پیروی می‌کنند و هم اجزای کوتاه‌مدت که روابط غیرپایدار و دارای حالت پویای انعطاف‌پذیری هستند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. از ویژگی‌های این

---

1. Engle & Granger
2. Co-integration and Error Correction
3. Level

۴. گجراتی. (۱۳۷۸).

5. Vector Error Correction Model.(VECM).

روش می‌توان به پویا بودن آن اشاره کرد. افزون بر این، این روش در قالب الگوی تصحیح خطا، روابط تعادلی بلندمدت را از روابط کوتاه‌مدت جدا کرده و اطلاعات بسیار سودمندی را از نحوه تعامل متقابل متغیرها در اختیار ما می‌گذارد.

۴. بحث، برآورد و ارائه نتایج

۴. ۱. آمارهای توصیفی مشخصه‌های بانک‌های تجاری در ایران

جدول ۱. مشخصه‌ها و متوسط عملکرد سالانه بانک‌های تجاری (۱۳۸۷-۱۳۵۳)، ارقام به میلیارد ریال

مشخصه های بانک	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
وام‌ها	۱۴۹۲۴۸/۸	۱۱۲۰۱۵۵/۹	۵۴۴/۸	۲۹۳۳۰۶/۲
دارایی‌ها	۴۱۵۲۴۷/۴	۲۷۷۲۲۳۱	۱۳۳۲/۲	۷۶۵۴۱۶/۷
سرمایه	۱۳۶۴۸/۵	۱۰۸۲۷۰/۷	۹/۱	۳۱۲۲۵/۷
سپرده	۱۷۵۵۳۸/۹	۱۱۱۷۴۳۱/۵	۴۶۴/۸	۳۰۳۴۸۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به اطلاعات جدول ۱، نکته مهم اختلاف فاحش در انحراف معیار سرمایه با وام، دارایی و سپرده بانک‌هاست. همچنین، میزان وام‌دهی بانک‌ها به طور متوسط بسیار بیشتر از میزان سرمایه آنهاست.

۴. ۲. آمارهای توصیفی مؤلفه‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران

جدول ۲. متوسط سالانه شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان (۱۳۵۳-۱۳۸۷)

شاخصه‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
تورم(٪)	۰/۱۹	۰/۴۹	۰/۰۶	۰/۰۸
نرخ واقعی ارز(٪)	۱۶/۳۹	۵۳/۱۶	-۵/۸۲	۱۷/۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بر اساس اطلاعات جدول ۲، بالاترین نرخ تورم را سال ۱۳۷۴ و کمترین آن را سال ۱۳۶۴ به خود اختصاص داده است. بیشترین تغییر نرخ ارز نیز مربوط به سال ۱۳۷۴ و کمترین نیز مربوط به سال ۱۳۷۹ بوده است.

۴. ۳. آمارهای توصیفی معیارهای عملکردی بانک‌های تجاری در ایران

جدول ۳. متوسط سالانه ارزش شاخص‌های عملکرد بانک‌ها تجاری (۱۳۵۳-۱۳۸۷)

مشخصه‌های بانک	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
نسبت سپرده به حساب سرمایه(D/K)	۱۲۵/۰۶	۱۹۶۸/۹۷	۷/۸۵	۳۶۴/۴۵
نسبت وام به حساب سرمایه(L/K)	۷۰/۱	۱۰۶۸/۲۵	۴/۸۷	۲۰۰/۹۵
نسبت وام به دارایی‌ها (L/A)	۰/۳۴۹	۰/۴۲۳	۰/۱۹۳	۰/۰۵۳
لگاریتم طبیعی دارایی (LnA)	۱۰/۸۵	۱۴/۸۳	۷/۱۹	۲/۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بر اساس اطلاعات جدول ۳، متوسط نسبت وام به سرمایه حدود ۷۰ است. به بیان دیگر، در سال‌های مورد بررسی به طور متوسط ۷۰ برابر سرمایه بانک‌های تجاری وام‌دهی صورت گرفته که این نکته‌ای قابل تأمل بوده و به همین دلیل همواره بانک‌های تجاری تحت فشار افزایش سرمایه قرار گرفته‌اند.

۴. ۴. نتایج هم‌جمعی و برآورد بردار تصحیح خطا

همان‌طور که پیشتر نیز ذکر شد، به طور کلی تنها برای متغیرهایی بحث هم‌جمعی قابل طرح است که همگی ناپایا بوده و هم‌جمع از یک مرتبه باشند. به همین دلیل در ابتدا تمامی متغیرهای مدنظر توسط آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد آزمون قرار گرفته است. البته لزومی ندارد که تمام متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه یکسانی باشند (مگر هنگامی که K=2 است) تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود. این امکان وجود دارد که وقتی متغیرهای الگو مجموعه‌ای از متغیرهای I(0)، I(1) و I(2) هستند، ترکیب خطی آنها I(0) باشد، در نتیجه، هم‌جمعی حاصل شود؛ زیرا ممکن است ترکیب خطی متغیرهای I(2) هم‌جمع شده و تشکیل یک متغیر I(1) را بدهند، آنگاه ترکیب خطی این متغیر با متغیرهای دیگر I(1) الگو I(0) شده، در نتیجه رابطه هم‌جمعی را تضمین کند. در عین حال که وجود متغیرهای I(2) بین متغیرهای الگو، امکان به‌دست آوردن یک رابطه پایا را نفی نمی‌کند، با این وجود روش یوهانسن که برای متغیرهای I(0) و I(1) طراحی شده است، نمی‌تواند بردارهای پایای لازم را به هنگام وجود متغیرهای I(2) ارائه کند. در نتیجه، وقتی متغیرهای I(2) در بین متغیرهای الگو وجود دارد، چنانچه بخواهیم از روش معمول یوهانسن استفاده کنیم، باید به نوعی با تفاضل‌گیری، متغیرهای

I(2) را به I(1) تبدیل کنیم[۱]. البته در کارهای تجربی، همواره از این قاعده محدودکننده که باید متغیرها هم‌جمع از یک مرتبه باشند، پیروی نمی‌شود[۲].

۴. ۴. ۱. بررسی پایایی متغیرها- آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

با توجه به این که معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آنها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم می‌آورد، از این رو پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[۳] مورد آزمون قرار گرفته است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح (در سطح ۱ درصد)

ردیف	سری زمانی	متغیر	مقدار آماره آزمون ADF	
			با عرض از مبدأ (مقدار بحرانی ۳/۶۴-)	با عرض از مبدأ و روند (مقدار بحرانی ۴/۲۶-)
۱	لگاریتم طبیعی دارایی	LnA	-۳/۱۲	-۳/۲۹
۲	نسبت سپرده به سرمایه	DK	-۲/۹۴	-۲/۹۲
۳	نسبت وام به سرمایه	LK	-۱/۸۳	-۱/۸۴
۴	نسبت وام به دارایی	LA	-۲/۶۵	-۲/۴۷
۵	شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان	MII	-۳/۴۱	-۳/۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها در سطح و در مقدار بحرانی ۱ درصد مک کینون[۴] (برای رد فرضیه صفر)، ناپایا هستند. به همین دلیل پایایی این متغیرها در تفاضل مرتبه اول و در همان مقدار بحرانی را بررسی کرده که نتایج آن را در جدول ۵ نشان داده‌ایم.

---

۱. نوفرستی. (۱۳۷۸).

۲. ابریشمی و مهرآرا. (۱۳۸۱).

3. The Augmented Dickey – Fuller (ADF) Unit Root Test

4. MacKinnon Critical Values for Rejection of Hypothesis of a Unit Root.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در تفاضل مرتبه اول (در سطح ۱٪)

ردیف	سری زمانی	متغیر	مقدار آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF	درجه جمعی
			با عرض از مبدأ (مقدار بحرانی ۳/۶۴-)	با عرض از مبدأ و روند (مقدار بحرانی ۴/۲۸-)	
۱	لگاریتم طبیعی دارایی	LnA	-۵/۸۴	-۵/۷۱	I(۱)
۲	نسبت سپرده به سرمایه	DK	-۵/۲۹	-۵/۴۰	I(۱)
۳	نسبت وام به سرمایه	LK	-۳/۸۰	-۳/۸۰	I(۱)
۴	نسبت وام به دارایی	LA	-۴/۵۲	-۴/۶۲	I(۱)
۵	شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان	MII	-۵/۱۴	-۵/۱۰	I(۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بر اساس اطلاعات جدول ۵، تمام متغیرها در سطح معناداری یک درصد و در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند. به بیان دیگر آزمون ریشه واحد هم‌جمعی سری‌های زمانی از مرتبه یک را تأیید می‌کند.

۴. ۴. ۲. برآورد

آزمون هم‌جمعی مطابق با یوهانسن و جوسیلیوس[1] (۱۹۹۲)، با عرض از مبدأ و روند انجام‌شده و بهترین نتیجه براساس نسبت LR به‌دست آمده است. آزمون، هم‌جمعی سری‌های زمانی را تأیید کرده و وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان وام‌دهی بانک‌های تجاری و سری‌های زمانی دیگر مانند شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان، لگاریتم طبیعی دارایی و نسبت سپرده به سرمایه را تایید می‌کند.

جدول ۶. نتایج بردارهای هم‌جمعی نرمال شده

متغیرها	ضرایب
LA	۱/۰۰۰
MII	۰/۱۷۵ (۲/۰۵۹)
LnA	-۰/۴۲۵ (-۳/۱۴۵)
DK	۰/۰۳۴۶ (۴/۰۱۰)
Trend	۰/۰۰۴۷ (۱/۸۵)
C	-۰/۵۱

توضیح: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است.

1. Johansen & Juselius

بر اساس اطلاعات جدول ۶، رابطه تعادلی بلندمدت به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LA=0.51-0.175\times MII+0.425\times LnA-0.034\times DK-.005Trend \quad (۵)$$

مطابق با برآورد صورت گرفته یک رابطه معکوس و قابل ملاحظه میان شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری قابل مشاهده است. به بیان ساده‌تر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (افزایش) با کاهش در وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. از سوی دیگر، افزایش در لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که پروکسی از اندازه بانک است، حاکی از تأثیر معنادار آن بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری است. آماره‌های t نشان‌دهنده معناداری تمام متغیرهاست.

همان‌طور که پیشتر نیز ذکر شد، اگر دو سری زمانی هم‌جمع باشند، به این مفهوم است که یک رابطه بلندمدت بین آنها برقرار است، هرچند در کوتاه‌مدت تعادل نداشته باشند. البته حالت تعادلی پایدار به ندرت ایجاد می‌شود و علت اصلی آن این است که بنگاه‌های اقتصادی قادر نیستند بدون درنگ نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان دهند و یا رفتار و تصمیمات خود را تعدیل کنند. حتی اگر پیش‌بینی‌ها صددرصد صحیح باشند، هزینه‌های پولی و غیرپولی مانع تغییر فوری می‌شوند. این باعث می‌شود که مقدار جاری یک متغیر وابسته مانند $\frac{L}{A}$ تحت تأثیر وقفه متغیر مستقل نیز قرار گیرد[۱].

در چنین حالتی یک مدل ساده کوتاه مدت شکل می‌گیرد که می‌توان آن را به بلندمدت تبدیل کرد؛ اما احتمال بروز دو مشکل وجود دارد: یکی هم‌خطی بین مقادیر جاری و وقفه‌ای یک متغیر و دیگری ناپایایی متغیرهای موجود در مدل. بنابراین، به دنبال مدلی هستیم که این دو مشکل را حل کند، یعنی نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط دهد. مدل‌های ECM این نظر را تأمین می‌کنند. این مدل را سارگان (۱۹۶۴) معرفی کرده و سپس انگل و گرانجر (۱۹۸۷) به شهرت رساندند. در این قسمت، مدل ECM را برآورد می‌کنیم.

۱. توکلی. (۱۳۷۶).

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد مدل ECM

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰/۷۰۵۷	-۰/۳۸۱۵۴۸	۰/۰۰۴۴۳۷	-۰/۰۰۱۶۹۳	C
۰/۱۴۵۸	-۱/۴۹۶۰۰۷	۰/۰۲۷۷۱۴	-۰/۰۴۱۴۶۰	D(MII)
۰/۰۰۰۰	-۵/۶۷۸۴۸۵	۰/۰۲۴۶۳۳	-۰/۱۳۹۸۸۰	D(LNA)
۰/۰۰۴۳	۳/۱۰۶۴۲۳	۰/۰۰۵۶۳۷	۰/۰۱۷۵۱۱	D(DK)
۰/۰۱۲۸	-۲/۶۵۹۵۴۲	۰/۱۰۲۹۰۲	-۰/۲۷۳۶۷۳	ECM(-1)
-۰/۰۰۰۱۲۱	Mean dependent var		۰/۶۹۷۵۳۸	R-squared
۰/۰۴۳۲۴۰	S.D. dependent var		۰/۶۵۴۳۲۹	Adjusted R-squared
-۴/۳۶۷۶۵۷	Akaike info criterion		۰/۰۲۵۴۲۲	S.E. of regression
-۴/۱۴۰۹۱۳	Schwarz criterion		۰/۰۱۸۰۹۶	Sum squared resid
۱۶/۱۴۳۴۲	F-statistic		۷۷/۰۶۶۳۴	Log likelihood
۰/۰۰۰۰۰۱	Prob(F-statistic)		۱/۵۶۶۶۳۹	Durbin-Watson stat

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بر اساس اطلاعات جدول ۷ و معناداری ضریب جمله تصحیح خطا، ۲۷ درصد از نبود تعادل در رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌شود.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی که بانک‌های تجاری نقش ویژه‌ای در نظام مالی به خصوص حل مسأله اطلاعات نامتقارن بازارهای اعتباری ایفا می‌کنند، کانال وام‌دهی بانک‌های تجاری براساس همین نقش ویژه شکل گرفته است. به ترتیبی که استقراض‌کنندگان به واسطه نظام بانکی به بازارهای مالی دسترسی پیدا کرده و از سوی دیگر هیچ جانشین کاملی بین سپرده‌های بانکی و منابع مالی دیگر وجود ندارد، که این خود تأکیدی بر اهمیت کانال وام‌دهی بانک‌های تجاری است.

در این پژوهش، تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران را بررسی کردیم. داده‌های مورد استفاده را از حساب‌های منتشر شده از سوی بانک مرکزی، سالنامه‌های آماری و داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران برای سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۷ استخراج کردیم. نتایج نشان می‌دهد که:

۱. وام‌دهی بانک‌های تجاری با بی‌ثباتی اقتصاد کلان رابطه بلندمدت و معکوس دارد. به بیان دیگر، در بلندمدت تغییرات در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان (افزایش) با کاهش در وام‌دهی بانک‌های تجاری همراه خواهد بود. براساس ضرایب بدست آمده شدت تأثیرگذاری قابل توجه است، به گونه‌ای که هر یک واحد افزایش در شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان ۰/۱۷ واحد از میزان وام‌دهی بانک‌های تجاری می‌کاهد.

۲. معناداری ضریب لگاریتم طبیعی دارایی بانک‌های تجاری که پروکسی از اندازه بانک است، نشان دهنده از تأثیر معنادار آن بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری است؛ به گونه‌ای که با افزایش اندازه بانک‌ها به طور معنادار و قابل توجهی بر میزان وام‌دهی آنها افزوده می‌شود. پیشتر نیز توضیح داده شد که عموماً بانک‌های با اندازه بزرگتر به دلیل کاهش ریسک اعتباری قادر به وام‌دهی بیشتر خواهند بود.

۳. براساس نتایج برآورد مدل تصحیح خطا و معناداری ضریب جمله تصحیح خطا، ۲۷ درصد از نبود تعادل در رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌شود.

با توجه به یافته‌های این پژوهش، نتیجه می‌گیریم که بانک‌ها باید وضعیت بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به طور مرتب رصد کرده و دولت و بانک مرکزی نیز باید از سیاست‌های هدفمند و کنترلی به منظور کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان، به‌ویژه تورم و نوسان نرخ واقعی ارز استفاده کنند، چرا که پی‌آمد زیان‌آور بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری، کاهش وام‌دهی و به دنبال آن کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در بلندمدت است.

منابع

۱- ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. (۱۳۸۱). اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین). تهران، دانشگاه تهران.

۲- تقوی، مهدی و لطفی، علی اصغر. (۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده، تسهیلات اعطائی و نقدینگی نظام بانکی کشور در سال‌های ۸۲-۱۳۷۴. مجله پژوهشنامه اقتصادی.

۳- توکلی، احمد. (۱۳۷۶). تحلیل سری های زمانی. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۴- خلیلی عراقی، منصور و رمضانپور، اسماعیل. (۱۳۸۰). اهمیت محیط باثبات اقتصاد کلان. مجله تحقیقات اقتصادی.

۵- گجراتی، دامودار. (۱۳۷۷). مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. ویرایش دوم. تهران، دانشگاه تهران.

۶- گسکری، ریحانه؛ قنبری، حسنعلی و اقبالی، علیرضا. (۱۳۸۵). بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی.

۷- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

8- Baum, C., Caglayan, M. and Ozkan, N. (2005). The Second Moment Matter: The Response of Bank Lending Behaviour to Macroeconomic Uncertainty. www.gla.ac.uk/media/media_22217_en.pdf.

9- Beaudry, P., Caglayan, M. and Schiantarelli, F .(2001). Monetary Policy Instability, the Predictability of Prices and the Allocation of Investments: An Empirical Investigation Using U.K Panel Data. American Economic Review, P 91.

10- Berg, A., Eduardo, B. and Catherine, P.(2004). Assessing Early Warning Systems: How Have They Worked in Practice? IMF Working Paper 4.

11- Bernanke, S. and Blinder,A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. American Economic Review, P 82.

12- Bernanke, S. and Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives, P 9.
13- Christopher, S. and Bamidele, I. (2009). The Impact of Macroeconomic Instability on the Banking Sector Lending Behavior in Nigeria. Journal of Money, Investment and Banking. http://www.eurojournals.com/JMIB.htm
14- Engle, R., Granger, C.(1987). Co-integration and Error Correction: Representation,Estimation and Testing. Econometrica, 55(2).
15- Fischer, Stanley. (1988) .Real Balances, the Exchange Rate, and Indexation: Real Variables in Disinflation. Quarterly Journal of Economics, P 103.
16- Gambacorta, L. and Iannotti .(2005). Are there Asymmetrics in the Response of Bank Interest Rates to Monetary Shocks; Banca D'Italia Temi di Discussione del Servizio Studi, P 566.
17- Ismihan, M. (2003). The Role of Politics and Instability and Public Spending Dynamics and Macroeconomic Performance: Theory and Evidence from Turkey. PH.D Thesis, METU, Ankara.
18- Jaramillo, L. and Sancak, C. (2007). Growth in the Dominican Republic and Haiti: Why Has the Grass Been Greener on One Side of Hispaniola? IMF Working Paper.
19- Johansen, S. and Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK. Journal of Econometrics, P 53.
20- Kaminsky, G. Lisondo,S. and Reinhart,C. (1998). Leading Indicators of Currency Crises. IMF Staff Paper. 45(1).
21- Kashyap, A and Stein, J. (1995). The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 42. http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(95)00032-U
22- Kishan, R.P. and Opiela, T.P. (2000). Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel. Journal of Money, Credit and Banking, 32 (1).
23- Micco, A. and Panizza, U .(2004). Bank Ownership and Lending Behavior Inter-American Development Bank Banco InterAmericano de Desarrollo (BID) Research Department, Departamento de Investigación Working Paper . P 520.
24- Olaniyan,O .(2000). The Effects of Instability on Aggregate Investment in Nigeria. The Nigerian Journal of Social and Economic Studies.42(1).

25- Reut Institute. (n.d.). (2012). Macroeconomic Stability. Retrieved, April 31. from http://www.reut-institute.org/en
26- Romer, C.D. and Romer, D.H. (1989). Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz, in Oliver Blanchard and Stanley Fischer eds. NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MA: MIT Press.
27- Sahay, R. and Goyal, R. (2006). Volatility and Growth in Latin America. IMF Working Paper.
28- Sameti, M., Dallali Esfahani, R. Karnameh Haghighi,H.(2011). The Effects of Macroeconomic Instability on Capital Accumulation and Growth: A Case for Iran 1974-2008, Australian Journal of Business and Management Research. 7.
29- Sameti, M., Karnameh Haghighi,H.(2011). Survey of Macroeconomic Instability in Iran, 10th Asian Pacific Economic Forum (APEF), Tehran, Iran.
30- Satyanath, S. and Subramanian, A. (2004). What Determines Long-Run Macroeconomic Stability? Democratic Institutions. IMF Working Papers WP/04/215.
31- Talavera, O., Tsapin, A. and Zholud. (2006). Macroeconomic Uncertainty and Bank Lending : The Case of Ukraine. German Institute for Economic Research Discussion Paper Series. P 637.